Différences provinciales du taux d'activité

PAR SYLVIA OSTRY



Différences provinciales du taux d'activité

par
Sylvia Ostry

MONOGRAPHIE FAISANT PARTIE D'UNE SÉRIE D'ÉTUDES SUR LA MAIN-D'ŒUVRE

dans le cadre du

PROGRAMME DE MONOGRAPHIES SUR LE RECENSEMENT DE 1961

BUREAU FÉDÉRAL DE LA STATISTIQUE
OTTAWA (CANADA)
1968

Publication autorisée par
le ministre du Commerca

En vente chez l'Imprimeur de la Reine à Ottawa
et dans les librairies du Gouvernement fédéral
dont voici les adresses:

HALIFAX: *1737 rua Barrington*
MONTRÉAL: *Édifica Æterna-Vie, 1182 ouast, rue Ste-Catherina*
OTTAWA: *Édifica Daly, angle Mackanzie at Ridaau*
TORONTO: *221, rua Yonge*
WINNIPEG: *Édifica Mall Center, 499, avenue Portage*
VANCOUVER: *657, rue Granvilla*

ou chez votre libraire

Prix 75 cents   N° de catalogue CS99-551F/1968

ROGER DUHAMEL, M.R.S.C.
Imprimeur de la Reine et Controleur de la Papeterie
Ottawa, Canada
1968

Avant-propos

Le Recensement du Canada représente une mine de renseignements sur les particuliers et leur famille, pour une période s'étendant sur de nombreuses années. Les données du recensement sont fréquemment consultées mais il s'est révélé avantageux, au Canada, comme dans d'autres pays, de compléter ces rapports statistiques de recensement par des monographies analytiques sur un certain nombre de sujets choisis. Le Recensement de 1931 a servi de source à plusieurs monographies très utiles mais, pour diverses raisons, il a été impossible de reprendre cette formule dans un programme semblable avant 1961. Le Recensement de 1961, de plus, comportait deux aspects nouveaux. Il a d'abord donné beaucoup de données nouvelles et plus détaillées, en particulier dans les domaines du revenu, de la migration interne et de la fécondité, et deuxièmement, l'emploi de l'ordinateur électronique a permis de dresser une grande variété de tableaux qui ont pu servir de base à des études analytiques plus approfondies.

La série de monographies du Recensement de 1961 est conçue comme une vaste analyse des phénomènes sociaux et économiques du Canada. Bien que s'appuyant en grande partie sur les résultats du Recensement de 1961, les monographies ont aussi puisé dans les résultats de recensements antérieurs et utilisé des renseignements statistiques provenant d'autres sources. La présente étude fait partie de la série sur la main-d'œuvre canadienne. Nous allons publier en outre des monographies sur les tendances du marché, l'agriculture, l'instruction, la fécondité, l'urbanisation, les revenus, l'immigration et les migrations internes.

Je tiens à remercier les universités qui ont permis aux membres de leur personnel de contribuer à cette série, les auteurs du Bureau fédéral de la statistique qui ont préparé leurs études avec une attention particulière et un certain nombre d'autres membres du B.F.S. qui ont également prêté main-forte. L'utilité de cette série de monographies sur le recensement ne tient pas uniquement à ce que l'analyse des données par les auteurs élucide certains sujets particuliers mais aussi à ce que cet exercice permettra de mieux juger de la valeur des renseignements actuellement obtenus et d'améliorer la teneur et la présentation des tableaux des prochains recensements. Nous avons vivement apprécié le concours d'un comité de

fonctionnaires gouvernementaux et de professeurs d'université dans l'élaboration de la série et nous remercions également les divers lecteurs, tous experts dans leur domaine, dont les observations ont grandement aidé les auteurs.

Bien que les monographies aient été rédigées à la demande du Bureau fédéral de la statistique qui se charge de les publier, chaque auteur assume l'entière responsabilité de ses analyses et conclusions,

LE STATISTICIEN FÉDÉRAL,

Walter E. Duffett.

Préface

La présente étude s'inscrit dans une série qui porte sur certains aspects particuliers de la main-d'œuvre au Canada, aspects révélés surtout par le recensement de 1961 et les recensements antérieurs. Elle vise à montrer l'étendue et la nature de la variation interprovinciale du taux d'activité au pays. Elle cherche, dans la limite des données disponibles, à isoler, des différences d'activité d'ordre comportemental, l'influence des facteurs d'ordre "structural" (démographique). L'étude se concentre sur la situation de 1961, mais elle renferme aussi une certaine rétrospective.

L'auteur tient à remercier les membres de la Division du Recensement, en particulier Mme Amy Kempster, de la collaboration et du concours qu'ils lui ont accordés pour ce qui est des données nécessaires à l'étude. L'auteur remercie également le professeur J.D. Allingham (Université de Western Ontario et Université nationale d'Australie) de ses utiles observations ainsi que M. N.H.W. Davis, du Bureau fédéral de la statistique, qui a établi les chiffres de régression présentés à l'appendice. La mention habituelle au sujet de la responsabilité de l'auteur quant aux erreurs s'applique, il va de soi, à la présente étude.

Sylvia Ostry,
Directeur, Études spéciales et consultation sur la main-d'œuvre, B.F.S.

OTTAWA, 1968.

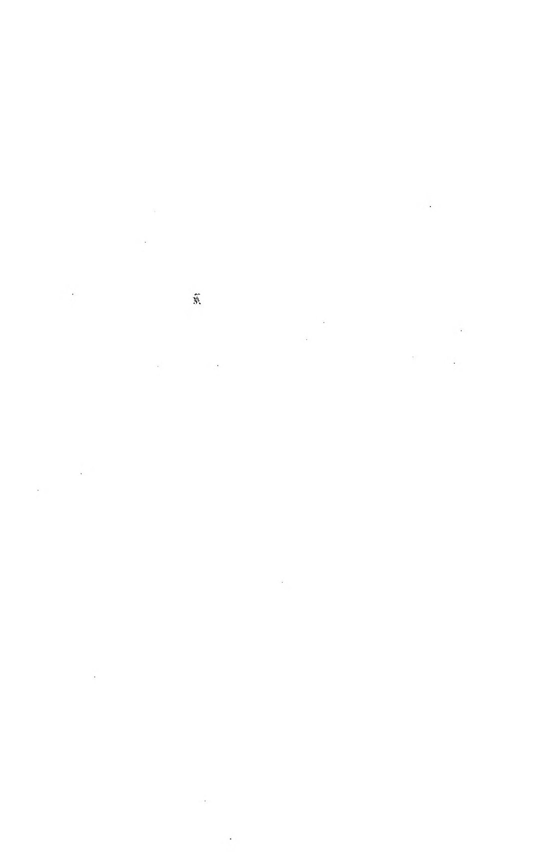


Table des matières

Liste des tableaux

Page

1. Introduction

Il existe en tout temps des différences dans l'activité de la population au Canada: le taux d'activité national cache une grande variation interprovinciale. Ces différences d'activité de la population des diverses provinces tiennent, en partie, aux différences du milieu socio-économique des provinces, différences qui influent sur l'activité de la population, et, en partie, à la composition démographique particulière de chaque province. La présente étude vise simplement à montrer l'étendue de la variation géographique (interprovinciale) du taux d'activité de la main-d'œuvre au Canada en 1961 et à rappeler certaines des transformations chronologiques intervenues à cet égard. Les données relatives au Yukon et aux Territoires du Nord-Ouest n'y paraissent pas.

2. Différences interprovinciales: certains taux d'activité particuliers

Comme le montre le tableau 1, la proportion de la population provinciale faisant partie de la main-d'œuvre à la date du Recensement de 1961 variait d'un minimum de seulement moins de 43 p. 100 à Terre-Neuve à un maximum de 57 p. 100 en Alberta, soit un intervalle total de plus de 14 p. 100[1]. L'intervalle total, qui dépend des cas extrêmes, n'est pas la mesure la plus utile de la variation géographique de l'activité. L'écart absolu moyen, exprimé en points, (abstraction faite des signes) des taux provinciaux par rapport au taux national, soit la moyenne pondérée des taux provinciaux, peut servir de mesure simple et directe de la variation géographique[2]. L'expression de l'écart absolu en pourcentage du taux national pertinent facilite la comparaison entre différents groupes composants de la main-d'œuvre à un moment donné ou les comparaisons de la variation changeante au cours d'une période de temps. Cet écart relatif sera la principale mesure de la variation utilisée dans la présente étude.

Comme l'indique le tableau 1, l'écart moyen des taux provinciaux par rapport au taux global pour le Canada est de 3.6 p. 100 de la main-d'œuvre, soit 6.7 p. 100 du taux global d'activité pour le Canada tout entier. C'est là la mesure la plus générale de la variation interprovinciale et elle reflète, comme il est dit plus haut, les différences interprovinciales de *comportement* et de *structure* de la population. En abordant ces différences, il est utile d'étudier la variation de l'activité de certains groupes composants de la population. La possibilité de choisir des groupes complètement homogènes, c'est-à-dire quant à leurs caractéristiques démographiques, permettrait de faire ressortir dans toute son ampleur la variation de la propension ou du comportement de la population en matière d'activité. La gamme des données

---

[1] Le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest sont exclus de l'analyse pour des raisons de comparabilité avec les données antérieures. Il y a intérêt à noter que le taux d'activité au Yukon était de 67.0 p. 100 en 1961, soit le plus élevé de toutes les régions du pays; celui des Territoires du Nord-Ouest, d'autre part, était de 54.2 p. 100, soit un chiffre proche de la moyenne canadienne. Une fois normalisé d'après la composition selon l'âge et le sexe de tout le Canada (22 groupes d'âge-sexe), le taux du Yukon tombe à 58.6 p. 100 et celui des Territoires, à 45.8 p. 100. La composition selon l'âge et le sexe de la population de ces régions, surtout au Yukon, est très "favorable" à l'activité générale.

[2] Pour une utilisation poussée de cette mesure en analyse régionale, voir Simon Kuznets, Ann Ratner et Richard A. Easterlin, *Population Redistribution and Economic Change*, vol. II (Philadelphie, 1960).

disponibles ne permet pas, cependant, d'isoler tous les éléments de la population dont le taux d'activité diffère sensiblement. Ce qui suit n'est donc qu'une approximation de l'idéal, mais elle n'en aide pas moins à révéler dans une certaine mesure l'étendue de la variation interprovinciale des tendances à l'activité.

Tableau 1 – Taux d'activité selon le sexe, pour le Canada et les provinces, 1961

Province ou détail	Les deux sexes	Hommes	Femmes
Canada	54.0	78.1	29.7
Terre-Neuve	42.7	65.3	18.6
Île-du-Prince-Édouard	51.3	76.5	24.9
Nouvelle-Écosse	49.7	74.0	24.8
Nouveau-Brunswick	48.5	71.6	25.1
Québec	52.5	77.3	28.1
Ontario	56.9	81.1	32.9
Manitoba	55.3	78.4	31.7
Saskatchewan	53.5	78.3	26.6
Alberta	57.0	80.9	31.0
Colombie-Britannique	51.9	74.5	28.6
Écart absolu moyen	3.6	3.6	3.8
Écart procentuel moyen	6.7	4.6	12.8

SEXE

La désagrégation la plus simple de la population totale pour les fins d'une étude sur le taux d'activité de la main-d'œuvre est celle du sexe: l'activité des hommes et des femmes diffère de façon significative et constante et il en va de même du degré de la variation géographique à cet égard. Bien que la mesure de la déviation interprovinciale absolue des hommes ne soit que de 3.6 et que celle des femmes ne soit que légèrement supérieure (3.8[1]), le contraste des mesures relatives est très frappant; en effet, l'indice des femmes est presque le triple de celui des hommes. La mesure relative beaucoup plus élevée chez les femmes tient, bien entendu, à leur taux d'activité généralement plus faible. L'analyse qui suit se penchera surtout sur la mesure relative de l'écart, puisqu'elle fait mieux ressortir plusieurs des comparaisons qui semblent plus impressionnantes dans le présent

[1] Le fait que les taux d'activité masculins de certains groupes d'âge sont très élevés, — avoisinant souvent 100 p. 100, — signifie que la variation possible vers le haut est limitée.

contexte[1]. Il faut retenir, cependant, que la mesure relative, dans le cas des groupes dont le taux d'activité est extrêmement faible, appelle des réserves et qu'il ne faut pas attacher de signification précise à des niveaux particuliers. Les tableaux 3, 4 et 5 présentent les mesures absolues ainsi que les mesures relatives.

SEXE ET ÂGE

Les mesures absolues et relatives de l'écart des taux d'activité provinciaux par âge et sexe figurent au tableau 2. Elles établissent mieux les différences de comportement de la population en fait d'activité entre les provinces que ne le font les mesures par sexe. Tel qu'indiqué, quoiqu'il existe des différences interprovinciales considérables dans le taux d'activité de l'adolescent, son comportement au sein de la main-d'œuvre ne varie guère d'une province à l'autre lorsqu'il atteint l'âge de 20 ans. La variation interprovinciale de l'activité masculine s'accentue de nouveau dans les catégories plus âgées, notamment dans les mesures relatives, au-delà de 65 ans.

[1] Une analyse fondée sur des mesures absolues ne devrait pas conduire à des conclusions bien différentes. Dans le cas des hommes, il y a une corrélation positive significative (coefficient de rang de Spearman) entre l'écart absolu et l'écart procentuel. Dans le cas des femmes, cependant, la corrélation, tout en étant positive, n'est pas significative au niveau de 5 p. 100. L'analyse s'est fondée sur le nombre maximum de groupes composants, soit 36 pour chaque sexe. (Voir tableau 5 pour le détail des groupes.) Pour tous les nombres moindres de groupes composants, la corrélation est positive et significative en ce qui concerne les hommes et les femmes.

Tableau 2 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport aux taux nationaux, selon l'âge et le sexe, 1961

Groupe d'âge	Écart absolu moyen		Écart procentuel moyen	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
15 ans	4.4	1.1	35.5	16.9
16 à 17 ans	4.3	3.9	12.4	14.2
18 à 19 "	3.5	5.8	5.3	10.0
20 à 24 "	2.6	4.6	3.0	9.3
25 à 34 "	2.5	4.4	2.7	14.9
35 à 44 "	2.9	5.5	3.1	17.7
45 à 54 "	3.4	5.5	3.7	16.5
55 à 59 "	4.3	4.0	5.0	14.3
60 à 64 "	5.6	2.8	7.4	13.8
65 à 69 "	6.9	2.0	14.5	16.7
70 ans et plus	4.0	0.8	22.3	20.5
15 ans et plus	3.6	3.8	4.6	12.8

La structure spécifique par âge de la variation géographique du taux d'activité des femmes diffère un peu de celle des hommes. En ce qui concerne la mesure relative, le tableau 2 montre qu'elle est élevée chez les adolescentes (âgées de 15, 16 et 17 ans) et diminue ensuite chez les femmes dont l'âge avoisine 20 ans. Mais à l'encontre de chez les hommes, la variation interprovinciale du taux d'activité augmente de nouveau et demeure élevée chez les groupes de femmes d'âge "moyen" qui comprennent une forte proportion de femmes mariées. Enfin, de très grandes différences interprovinciales du taux d'activité, par rapport au taux moyen d'activité, caractérisent les femmes plus âgées, même si, comme le montre le tableau 2, leur indice absolu fléchit très brusquement après qu'elles ont atteint 69 ans, et la mesure relative élevée reflète la faible activité ouvrière du groupe. En général, les mesures relatives de l'écart sont passablement fortes chez les femmes de tous âges et les mesures des différents groupes d'âge présentent beaucoup moins de contraste que chez les hommes. Mais comme on le verra, l'analyse de la population féminine selon l'état matrimonial révèle une courbe plus prononcée de la structure par âge.

SEXE ET ÂGE ET ÉTAT MATRIMONIAL[1]

Abstraction faite de l'âge, le tableau 3 (dernière ligne) indique des différences considérables dans le degré de la variation interprovinciale de l'activité (en termes relatifs) selon l'état matrimonial et ces différences présentent un vif contraste entre les hommes et les femmes. Ainsi, l'activité des hommes mariés varie beaucoup moins d'une province à l'autre que celle des célibataires, ou des veufs ou des divorcés. L'inverse s'applique aux femmes; la mesure de la déviation relative chez les célibataires est beaucoup plus faible que chez les deux autres groupes.

Premièrement, en ce qui concerne les hommes, il ressort du tableau 3 que les observations ci-dessus au sujet de l'état matrimonial valent pour chaque groupe d'âge, c'est-à-dire qu'à n'importe quel âge, il existe beaucoup moins de variation interprovinciale de l'activité des hommes mariés que des célibataires ou des autres hommes. En outre, dans la catégorie "célibataires et mariés", la variation de l'"influence de l'âge" observée au tableau 1 ressort clairement; les différences interprovinciales des taux d'activité sont beaucoup plus grandes chez les plus jeunes et les

[1] L'activité au sein de la main-d'œuvre est liée de façon significative à l'état matrimonial dans le cas des hommes et des femmes (voir l'appendice). Dans le cas de ces dernières, cependant, des renseignements sur une autre caractéristique démographique (présence d'enfants à charge) seraient des plus précieux en ce qu'ils permettraient d'isoler des groupes de population plus homogènes. Malheureusement, cette donnée de recoupement n'est pas disponible.

Tableau 3 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport aux taux nationaux, par âge, état matrimonial et sexe, 1961

Groupe d'âge	Hommes			Femmes		
	Célibataires	Mariés	Veufs et divorcés	Célibataires	Mariées	Veuves et divorcées
	Écart absolu moyen					
15 à 19 ans	4.0	3.9	3.3	4.8	6.7	8.8
20 à 24 "	3.0	1.5	6.1	2.4	6.0	8.4
25 à 34 "	4.4	1.7	6.0	5.9	4.6	11.4
35 à 44 "	5.8	2.3	3.5	6.5	5.9	10.0
45 à 54 "	7.0	3.0	3.5	7.5	5.5	8.9
55 à 64 "	7.1	4.5	5.8	6.3	3.1	5.4
65 ans et plus	4.4	5.4	3.0	4.2	0.7	1.0
15 ans et plus	4.5	3.2	3.5	5.3	4.8	5.2
	Écart procentuel moyen					
15 à 19 ans	9.7	4.8	7.0	13.6	27.1	19.0
20 à 24 "	3.6	1.6	7.2	2.9	21.9	13.7
25 à 34 "	5.1	1.8	6.9	7.3	21.4	18.7
35 à 44 "	7.0	2.4	4.0	8.4	23.4	16.6
45 à 54 "	9.1	3.2	4.1	10.3	20.8	16.1
55 à 64 "	10.8	5.3	8.1	10.4	19.2	15.8
65 ans et plus	19.1	16.4	18.8	19.1	17.9	17.3
15 ans et plus	7.1	3.7	9.0	9.7	21.8	22.6

plus âgés que chez ceux des groupes d'âge "moyen"[1]. En fait, le tableau 3 montre plus clairement que le tableau 1, que chez les hommes mariés, âgés de 20 à 34 ans, l'activité ouvrière demeure presque uniforme[2] d'une province à l'autre; même jusqu'à 54 ans, il n'y a guère de variation interprovinciale des taux d'activité des mariés[3]. Par contre, l'activité du célibataire

[1] La structure d'âge différente indiquée au tableau 3 pour les veufs et divorcés peut être ou ne pas être réelle; il y a très peu d'hommes parmi les veufs et divorcés, surtout dans les petites provinces, et il est fort possible qu'il y ait eu des erreurs de dénombrement.

[2] Sans doute, l'isolement des hommes urbains compris dans ce groupe aura pour effet une plus forte diminution de ces indices. Voir tableaux 4 et 5.

[3] Seymour Wolfbein, parmi bien d'autres, a noté le fait que les hommes mariés ont un taux d'activité supérieur à celui des hommes célibataires à tous les niveaux d'âge; c'est un fait qu'il attribue en partie "à ce que les responsabilités familiales exigent cette activité", mais il pense aussi que "la plus faible présence des hommes célibataires dans le marché du travail chez les groupes d'âge adulte tient peut-être à des facteurs d'incapacité qui influent sur l'aptitude au travail et au mariage". *Employment and Unemployment in the United States* (Chicago, 1964, p. 134). Ces observations valent aussi pour le présent contexte.

de tout âge (sauf au début de la vingtaine) varie de façon surprenante d'une province à l'autre. Le contraste entre l'activité du marié et du célibataire à cet égard ressort d'une manière encore plus frappante lorsque l'on constate, d'après les données du tableau 3, que les indices de l'écart interprovincial relatif chez les *hommes* célibataires ne sont que marginalement inférieurs, dans la plupart des catégories d'âge, à ceux des *femmes* célibataires; en fait, chez le groupe âgé de 20 à 24 ans, l'activité de l'homme célibataire est *plus* variable d'une province à l'autre que celle de la femme célibataire. (Le tableau 3 démontre que cela vaut aussi pour les mesures absolues.) La généralisation qui se dégageait des données plus agrégées, savoir que les taux d'activité des femmes accusent une plus grande variation géographique que ceux des hommes, n'est pas entièrement irréfutable. L'activité des célibataires (hommes et femmes), dans le contexte de la présente analyse, se ressemble remarquablement. En outre, il y aurait lieu de noter que l'absence d'une "structure par âge" distincte dans le degré de la variation géographique du taux d'activité féminine, signalée ci-dessus, ne vaut pas pour les femmes célibataires.

En ce qui concerne les femmes mariées, le tableau 3 indique qu'il existe de fortes différences interprovinciales dans leur tendance à l'activité à tous les âges (mesurée en termes relatifs). Cependant, même si la "structure par âge" n'est pas forte, il existe une faible diminution dans les indices de déviation des groupes d'âge plus avancé, soit l'inverse de ce qu'on considère comme la structure par âge "habituelle" ou "normale" dans la présente analyse. Bref, comme on peut le voir au tableau 3, la variation relative interprovinciale de l'activité ouvrière chez le groupe des divorcées et des veuves, à chaque catégorie d'âge, tombe entre les deux autres groupes. Les mesures de la déviation absolue, cependant, sont plus élevées pour les veuves et les divorcées que pour les femmes mariées; les mesures relatives plus faibles reflètent l'activité plus forte chez ces femmes.

SEXE ET ÂGE ET HABITAT RURAL-URBAIN[1]

L'habitat rural-urbain constitue une quatrième caractéristique démographique qui est associée de façon significative au taux d'activité (voir l'appendice). L'idéal aurait été que les données soient recoupées selon les quatre caractéristiques, d'une manière aussi détaillée que possible, afin

[1] L'habitat rural-urbain est d'ordinaire classé comme caractéristique démographique. [Voir, par exemple, trois ouvrages classiques: John D. Durand, *The Labor Force in tha United States, 1890-1960* (New York, 1948); Gertrude Bancroft, *The American Labor Force* (New York, 1958); Clarence D. Long, *The Labor Force Undar Changing Income and Employment* (Princeton, 1958).] On peut aussi faire valoir, cependant, qu'il constitue une caractéristique économique intéressant la composition socio-professionnelle et industrielle de la main-d'œuvre.

d'isoler les secteurs les plus homogènes de la population, mais de telles données n'étaient pas disponibles. Dans la section qui suit, les taux d'activité par sexe, état matrimonial et habitat de quatre catégories d'âge feront l'objet d'une analyse, mais les groupes d'âge sont tellement étendus qu'ils cachent certaines différences importantes de la variation géographique. La présente section fera donc en premier lieu l'analyse des taux d'activité spécifiques par sexe, âge et habitat, puisque ces données renferment plus de détails sur l'âge.

Tableau 4 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport aux taux nationaux, par âge, habitat et sexe, 1961

Groupe d'âge	Hommes			Femmes		
	Ruraux agricoles	Ruraux non agricoles	Urbains	Rurales agricoles	Rurales non agricoles	Urbaines
	Écart absolu moyen					
15 à 19 ans	6.7	2.8	3.5	3.7	3.6	2.8
20 à 24 "	5.0	3.1	2.2	6.6	3.4	2.6
25 à 34 "	5.4	3.2	1.6	3.5	2.3	3.2
35 à 44 "	4.4	3.4	1.6	4.2	4.5	5.0
45 à 54 "	4.7	3.8	1.8	4.0	5.2	5.5
55 à 64 "	6.0	4.1	2.3	3.4	2.8	3.7
65 ans et plus	7.9	2.9	3.1	1.7	0.8	1.4
15 ans et plus	6.4	3.3	2.6	2.9	2.0	2.8
	Écart procentuel moyen					
15 à 19 ans	12.8	7.4	8.7	18.2	15.0	6.9
20 à 24 "	5.7	3.7	2.5	16.6	11.2	4.8
25 à 34 "	5.8	3.6	1.7	15.4	12.7	9.7
35 à 44 "	4.6	3.8	1.7	18.1	20.6	14.7
45 à 54 "	5.0	4.5	1.9	16.6	20.5	15.1
55 à 64 "	6.6	5.8	2.8	17.7	16.1	13.8
65 ans et plus	13.0	15.2	12.1	25.9	18.8	19.1
15 ans et plus	7.7	4.7	3.3	13.3	10.3	8.5

Comme l'indique le tableau 4 (dernière ligne), les indices de la déviation interprovinciale relative diffèrent pour chaque groupe selon l'habitat; les plus faibles se trouvent dans la main-d'œuvre masculine et féminine urbaine et les plus élevés chez les hommes et les femmes du groupe rural agricole. Sans doute, une ventilation plus poussée, – selon l'importance de

la ville dans le secteur urbain par exemple, – ferait ressortir d'autres différences. Mais, d'après ces données (et, il est à noter d'après les mesures absolues du tableau 4), il appert qu'il existe plus de variation géographique de l'activité ouvrière chez la population rurale que chez la population urbaine au Canada.

Une étude des indices de l'écart relatif par âge chez les hommes (tableau 4) montre que l'activité chez les urbains dans la force de l'âge (25 à 44 ans) est presque uniforme d'une province à l'autre et que seules les populations masculines urbaines les plus jeunes et les plus âgées accusent des différences géographiques marquées dans leurs tendances à l'activité. Cette même structure par âge dans la variation géographique se voit aussi chez les deux autres groupes démographiques, mais la variation de l'activité est beaucoup plus forte, à chaque âge[1], chez la population rurale, surtout chez les hommes à habitat rural agricole.

Dans le cas des femmes, le contraste entre les mesures de la variation provinciale du taux d'activité dans la population rurale et urbaine est particulièrement marqué dans les groupes d'âge plus jeunes. Il existe, comme le montre le tableau 4, des différences beaucoup plus faibles d'une province à l'autre dans l'activité des urbaines de moins de 34 ans que dans celle des mêmes groupes démographiques des régions rurales non agricoles et agricoles. Le contraste est moins frappant pour les autres groupes d'âge; cependant, à chaque groupe d'âge, sauf la catégorie des 65 ans et plus, les mesures sont les plus faibles chez la population féminine urbaine; cela tient surtout aux taux d'activité plus élevés des urbaines (voir les mesures absolues, au tableau 4). En général, la répartition de la population féminine selon l'habitat est un instrument plus subtil pour arriver à une approximation de secteurs "homogènes" de la population qu'elle ne l'est pour les hommes, puisque l'état matrimonial constitue le facteur dominant qui influence et explique le comportement des femmes en matière d'activité ouvrière. Dans la section qui suit, on étudiera la variation géographique du comportement, en matière d'activité, des groupes de la population, en fonction des mêmes caractéristiques (âge, sexe, habitat et état matrimonial).

---

[1] À l'exception des hommes âgés de 65 ans et plus. Dans le cas de ce groupe, l'indice des hommes du milieu rural agricole est plus faible que celui du groupe rural non agricole et seulement légèrement supérieur à celui des hommes urbains. Il faut noter que plusieurs de ces hommes plus âgés du milieu rural agricole sont des travailleurs indépendants, soit des propriétaires de ferme, et tendent à continuer d'exercer un emploi beaucoup plus longtemps que les travailleurs de l'industrie urbaine, ce qui fait que leur taux d'activité est beaucoup plus élevé. L'indice de l'écart absolu des hommes du milieu rural agricole, âgés de 65 ans et plus, est beaucoup plus élevé que celui des deux autres groupes de résidents de cette catégorie d'âge (voir tableau 4).

SEXE, ÂGE, ÉTAT MATRIMONIAL ET HABITAT

Le tableau 5 présente les indices de l'écart relatif des groupes de la population déterminés selon le sexe, l'âge, l'état matrimonial et l'habitat. Les catégories selon l'âge sont moins détaillées que celles de l'analyse précédente et, partant, probablement plus générales aussi que les catégories d'âge dont le degré de la variation interprovinciale du taux d'activité diffère considérablement. Mais en dépit de cette limitation des données, les indices font mieux ressortir certains aspects de la variation géographique des tendances de l'activité ouvrière qui n'étaient que sous-entendus dans l'analyse précédente.

Comme on l'a déjà mentionné, il n'existe guère de variation d'une province à l'autre dans le comportement en matière d'activité ouvrière des hommes dans la force de l'âge, des hommes mariés et des hommes urbains. Donc, comme on peut s'y attendre, le groupe particulier de la population défini par ces trois caractéristiques accuse le plus faible degré de variation interprovinciale de ses taux d'activité; on voit au tableau 5 que l'indice de l'écart relatif des hommes urbains mariés âgés de 25 à 44 ans n'est que de 1 p. 100. En fait, dans le cas de tous les hommes mariés urbains de moins de 65 ans, les tendances de la main-d'œuvre ne présentent que de petites différences d'une province à l'autre. À l'autre extrême, où la variation interprovinciale est très considérable, se trouvent les hommes veufs et divorcés âgés (de 65 ans et plus) demeurant en milieu rural. Les indices de l'écart relatif sont généralement élevés dans le cas de la population masculine de 65 ans et plus, quels que soient leur état matrimonial ou leur habitat[1]. Un autre point qui se dégage du tableau 5 est le fait qu'il n'existe, en majeure partie, que relativement peu de variation interprovinciale dans l'activité de la population masculine mariée (de moins de 65 ans), à domicile rural ou urbain. Les deux autres groupes d'état matrimonial, même en milieu urbain, accusent plus de variation.

En somme, le tableau 5 montre plus en détail ce qui se dégage déjà des observations précédentes, savoir que, malgré les grandes différences géographiques des taux d'activité de certains secteurs de la population masculine, le groupe principal des hommes (urbains, mariés et dans la force de l'âge) n'accuse qu'une légère variation d'activité d'une province à l'autre.

Il existe manifestement une forte variation géographique des taux d'activité des femmes dans la plupart des 36 secteurs de la population que

[1] Il faut noter, cependant, l'effet exercé sur la mesure relative par les taux d'activité supérieurs des hommes âgés du milieu rural agricole.

Tableau 5 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport aux taux nationaux, par âge, état matrimonial, habitat et sexe, 1961

Sexe et groupe d'âge	Célibataires			Mariés			Veufs et divorcés		
	Ruraux agricoles	Ruraux non agricoles	Urbains	Ruraux agricoles	Ruraux non agricoles	Urbains	Ruraux agricoles	Ruraux non agricoles	Urbains
	Écart absolu moyen								
Hommes									
15 à 24 ans	6.3	2.9	3.6	4.4	2.7	1.3	9.6	11.9	6.5
25 à 44 "	7.2	3.9	4.2	3.6	3.0	1.0	5.6	5.3	2.8
45 à 64 "	8.6	5.6	4.5	4.9	3.6	1.6	6.9	3.5	3.3
65 ans et plus	9.0	2.6	3.4	7.7	3.7	3.5	6.4	2.2	2.4
15 ans et plus	9.2	2.7	3.3	5.1	4.1	2.0	7.3	2.3	2.9
Femmes									
15 à 24 ans	5.2	4.1	3.0	4.3	2.6	6.2	19.2	7.2	7.0
25 à 44 "	5.9	6.2	3.9	4.4	3.5	5.3	8.9	8.7	8.3
45 à 64 "	10.7	8.7	4.2	3.7	4.2	5.3	8.9	5.3	6.1
65 ans et plus	4.4	5.8	5.8	1.5	0.8	0.8	2.4	0.8	1.4
15 ans et plus	4.7	4.2	3.1	3.9	3.2	4.6	6.4	2.7	3.0
	Écart procentuel moyen								
Hommes									
15 à 24 ans	10.1	5.8	6.6	4.7	3.0	1.4	11.1	18.4	8.3
25 à 44 "	8.1	5.0	4.9	3.7	3.2	1.0	6.4	6.7	3.2
45 à 64 "	10.1	8.7	6.4	5.2	4.4	1.8	7.8	5.3	4.3
65 ans et plus	16.4	16.8	18.6	11.1	16.7	11.6	18.6	19.1	17.0
15 ans et plus	13.0	4.8	5.3	5.5	5.2	2.3	14.0	7.2	7.4
Femmes									
15 à 24 ans	18.8	12.3	5.6	23.0	18.5	19.9	49.8	21.1	10.7
25 à 44 "	11.9	9.9	4.7	21.2	22.3	21.0	15.8	24.2	12.8
45 à 64 "	30.9	17.8	5.8	18.4	23.0	22.1	20.4	17.8	13.8
65 ans et plus	31.5	46.9	24.0	29.0	29.0	20.7	33.0	20.3	22.4
15 ans et plus	15.7	11.0	5.1	20.2	21.3	19.2	31.0	18.9	12.1

présente le tableau 5[1]. Seules les célibataires de moins de 65 ans habitant les régions urbaines accusent des différences interprovinciales d'activité relativement modestes. En outre, comme le montre la dernière ligne du tableau 5, les indices de l'écart des femmes célibataires de chaque catégorie d'habitat sont considérablement inférieurs à ceux des femmes mariées et des autres femmes. En règle générale, la plus forte variation géographique du taux d'activité se rencontre chez la population veuve et divorcée du milieu rural, bien que, dans le cas de certains groupes d'âge particuliers, les indices des femmes mariées du milieu rural soient encore plus élevés du fait, surtout, des taux d'activité inférieurs. Il serait fastidieux et répétitif de détailler le contenu du tableau 5. Ce qui importe, c'est que les chiffres du tableau confirment ce qui se dégage de l'analyse précédente: la grande variation géographique du comportement de la main-d'œuvre caractérise l'ensemble de la population féminine et de la plupart de ses secteurs. La femme célibataire (âgée de moins de 65 ans) vivant en milieu urbain est l'exception principale.

[1] Dans le cas de plusieurs de ces catégories, le taux d'activité est très faible, si bien que les mesures relatives de l'écart atteignent une très grande importance. On aurait tort, par conséquent, de trop attacher aux niveaux réels ou à des comparaisons précises d'importance. On s'intéresse ici aux comparaisons bien étendues de variation et les mesures relatives n'induisent pas en erreur à cet égard. Le lecteur voudra peut-être comparer les deux mesures présentées au tableau 5 pour voir l'effet (implicite) des niveaux des taux d'activité sur les mesures relatives.

3. Normalisation des taux provinciaux d'activité

La section 2 visait à dégager le degré de la variation interprovinciale du comportement de l'activité ouvrière en isolant un certain nombre de secteurs particuliers de la population dont les taux d'activité diffèrent de façon significative. La variation de la proportion *globale* de la population provinciale faisant partie de la main-d'œuvre reflète les différences des tendances ou des propensions de la main-d'œuvre relevées à la section précédente, ainsi que les diverses compositions de la population à travers le pays. Même si la tendance à l'activité de la main-d'œuvre était identique dans chaque province, les taux d'activité généraux différeraient entre les provinces tant que la composition de la population de chaque province varierait. En "normalisant" la population provinciale, c'est-à-dire en repondérant le taux général d'activité de chaque province par une composition normalisée [1] plutôt que par la sienne, on peut atténuer l'effet des différences de composition sur le taux d'activité total et étudier le degré de la variation interprovinciale de la participation globale de la main-d'œuvre [2].

Au tableau 6, on peut voir les effets de la normalisation sur la variation interprovinciale des taux d'activité en comparant les indices de l'écart absolu et relatif des taux provinciaux repondérés aux taux réels. Comme on peut l'observer, la normalisation par âge seulement n'exerce qu'un léger effet sur les mesures de la variation interprovinciale: elle ne réduit que très peu les indices absolus et relatifs des hommes et des femmes. La repondération par âge et par sexe à la fois (voir colonne 12) exerce un effet plus marqué (quoique assez restreint) qui réduit l'indice relatif de 6.7 à 5.7 p. 100 et entraîne une diminution de 15 p. 100 de l'indice comparativement à une diminution de 11 p. 100 de la mesure de l'écart chez les hommes (âge seulement) et de 2 p. 100 seulement chez les femmes (âge seulement).

[1] Dans le cas présent, la norme est la pondération nationale. L'usage d'une autre norme (celle de l'Ontario ou d'une autre province, par exemple) donnerait non seulement des taux différents mais peut-être aussi des relations différentes entre ces taux. Toutefois, on s'intéresse ici aux mesures de la variation et non pas aux comparaisons spécifiques; il est douteux que l'emploi d'une autre norme puisse influer considérablement sur la mesure de l'écart moyen.

[2] En théorie, étant donné un recoupement assez détaillé de la population, c'est-à-dire par toutes les caractéristiques démographiques pertinentes associées à l'activité ouvrière, il serait possible d'éliminer statistiquement l'effet des différences de composition de la population et d'isoler les différences de propension, si l'on présume (supposition au moins discutable), que la propension à l'activité demeure toujours indépendante de la composition de la population.

Tableau 6 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport au taux national, réel et normalisé[a], 1961

Détail	Réel	Normalisé sur la base de			
		l'âge	l'âge et l'état matrimonial	l'âge et l'habitat	l'âge, l'état matrimonial et l'habitat
	Hommes				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Écart absolu moyen	3.6	3.2	3.2	2.2	2.3
Écart procentuel moyen	4.6	4.1	4.1	2.8	2.9
	Femmes				
	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Écart absolu moyen	3.8	3.7	4.2	2.8	3.4
Écart procentuel moyen	12.8	12.5	14.1	9.4	11.4
	Les deux sexes				
	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
Écart absolu moyen	3.6	3.1	3.1	2.5	2.8
Écart procentuel moyen	6.7	5.7	5.7	4.6	5.1

[a] Normalisé sur la base des pondérations de la population du Canada: âge – 11 groupes pour chaque sexe; âge et état matrimonial – sept groupes d'âge et troia groupea d'état matrimonial pour chaque sexe; âge et habitat – aept groupes d'âge et trois groupes d'habitat pour chaque sexe; âge, état matrimonial et habitat – quatre groupes d'âge, trois groupes d'état matrimonial et trois groupes d'habitat pour chaque sexe.

Aux colonnes 3, 8 et 13, on voit les effets sur la variation interprovinciale de la normalisation selon l'âge et l'état matrimonial (et, dans le cas des deux sexes, selon le sexe également) des taux provinciaux d'activité. Dans le cas des hommes, l'addition de l'état matrimonial ne change rien; les mesures absolue et relative de l'écart sont les mêmes que lorsque l'âge seul intervient. De même, dans le cas des deux sexes à la fois, la repondération par âge, sexe et état matrimonial donne le même résultat que par âge et sexe seulement. Dans le cas des femmes, cependant, la repondération du taux provincial par la répartition nationale de la population selon l'âge et l'état matrimonial *augmente* les mesures de la variation interprovinciale. Ainsi, les différences interprovinciales de propension féminine à l'activité sont plus *grandes* que les mesures réelles de l'écart ne le montrent (colonne 6), étant "neutralisées" dans une certaine mesure par la composition différente des populations provinciales quant à l'état matrimonial des femmes. (Il faut noter ici, cependant, que cet effet est renversé lorsqu'on tient compte aussi de l'habitat.)

Comme le laissent voir les colonnes 4, 9 et 14, les effets de la normalisation sur les mesures de la variation interprovinciale de l'activité sont beaucoup plus grands lorsque les taux provinciaux sont normalisés en fonction de l'âge (du sexe) et de l'habitat. Dans chaque cas (hommes, femmes et les deux sexes ensemble), le degré de la variation est réduit, mais la diminution est plus marquée chez les hommes, étant de l'ordre de près de 40 p. 100 dans chaque mesure de l'écart. La normalisation des populations provinciales par l'âge et l'habitat a donc pour effet de rétrécir la variation interprovinciale, déjà faible, des taux généraux d'activité des hommes à des proportions pour ainsi dire négligeables.

On observe presque le même effet lorsque les taux des hommes sont normalisés par âge, état matrimonial et habitat ensemble (colonne 5). Cette analyse montre bien que la "propension" à l'activité de l'ensemble des hommes ne présente que des différences secondaires entre les provinces. En outre, une partie importante de la variation "observée" des taux provinciaux d'activité des hommes découle des différences de la composition de la population des provinces, surtout des différences relatives à l'habitat rural-urbain.

La conclusion ci-dessus ne vaut certainement pas pour les femmes. Comme le montre la colonne 11, la normalisation des taux provinciaux des femmes par le nombre maximum des groupes composants de la population a pour effet de faire ressortir une variation interprovinciale de l'activité ouvrière de l'ensemble de la population féminine un peu affaiblie mais encore importante (par rapport aux hommes). C'est ainsi qu'une bonne partie de la variation "observée" des taux provinciaux d'activité des femmes découle apparemment de la variation du comportement et non pas des différences de la structure démographique. Mais il faut souligner de nouveau que les limitations des données ne permettent pas d'étudier pleinement toutes les variables "de structure" pertinentes; une analyse plus détaillée et plus poussée réduirait peut-être le degré de variation attribuable aux différences de comportement.

4. *Rétrospective: 1911 à 1961*

Jusqu'ici, la présente étude a fait voir le degré de la variation interprovinciale de l'activité à un moment donné, c'est-à-dire au Recensement de 1961. Les différences interprovinciales d'activité ont-elles évolué au cours des dernières décennies? Ces taux ont-ils accusé une tendance marquée à converger comme on le constate dans le cas des États américains [1]? La présente section présente un bref exposé de l'évolution chronologique de 1911 à 1961.

VARIATION INTERPROVINCIALE DES TAUX D'ACTIVITÉ: 1911 À 1961

Le tableau 7 présente les mesures absolues et relatives de l'écart dans neuf provinces pour chaque année de recensement de 1911 à 1961. On peut observer que les taux d'activité, par province, des hommes, des femmes et des deux sexes ensemble étaient plus uniformes en 1961 qu'en 1911, mais qu'il n'y a pas eu de baisse constante de la variation au cours de ces cinq décennies. Dans le cas des hommes, il y avait une diminution marquée entre 1911 et 1921; l'indice relatif a fléchi de presque les quatre cinquièmes au cours de la décennie. Il ne se produit pas, cependant, d'autre diminution de la variation interprovinciale de l'activité des hommes; en fait, entre 1931 et 1941, l'indice a plus que doublé [2] et, après avoir accusé une baisse en 1951, il a augmenté de nouveau durant la dernière décennie.

Les différences géographiques de l'activité chez les femmes au sein de la main-d'œuvre n'accusent guère de tendance à s'amenuiser pendant presque tous ces 50 ans. Un léger rétrécissement de la variation relative s'est produit entre 1911 et 1921 (beaucoup moins frappant que chez les hommes) et il a été suivi d'une divergence croissante en 1931 et 1941. Les différences interprovinciales des taux d'activité des femmes n'accusent un rétrécissement constant et assez important que durant les deux dernières décennies. Il faut noter que la convergence des taux tient entièrement à la montée du taux d'activité général des femmes puisque la mesure absolue de la déviation n'a pas fléchi au cours de la période.

---

[1] Simon Kuznets, Ann Ratner Miller et Richard A. Easterlin, *op. cit.*, pp. 7-35.

[2] Voir, cependant, le renvoi 1, page 22.

Tableau 7 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport aux taux nationaux [a], 1911 - 1961

Sexe et détail	1911	1921	1931	1941 [b]	1951	1961
	Réel					
Hommes						
Écart absolu moyen	4.2	1.0	1.2	2.6	1.9	2.6
Écart procentuel moyen	5.2	1.2	1.4	3.4	2.3	3.3
Femmes						
Écart absolu moyen	2.0	2.2	2.5	3.0	3.0	3.0
Écart procentuel moyen	13.7	12.7	13.1	14.8	12.6	10.1
Les deux sexes						
Écart absolu moyen	5.7	2.1	1.8	1.8	1.9	2.7
Écart procentuel moyen	11.6	4.0	3.6	3.6	3.6	5.1
	Normalisé [c]					
Hommes						
Écart absolu moyen	1.2	1.2	1.1	2.3	1.2	2.1
Écart procentuel moyen	1.5	1.4	1.3	3.0	1.4	2.7
Femmes						
Écart absolu moyen	1.9	2.2	2.5	3.1	3.0	2.9
Écart procentuel moyen	13.0	12.7	13.1	15.3	12.6	9.7
Les deux sexes						
Écart absolu moyen	0.8	1.0	0.7	2.4	1.8	2.2
Écart procentuel moyen	1.6	1.9	1.4	4.9	3.5	4.1

[a] Sans Terre-Neuve. [b] Sans les militaires. [c] Sur la base de la pondération de la population du Canada, par âge, comme il suit: 1911 — 10 - 14, 15 - 24, 25 - 64, 65 et plus; 1921 — 1951 — 14 - 19, 20 - 24, 25 - 34, 35 - 64, 65 et plus; et 1961 — 15 - 19, 20 - 24, 25 - 34, 35 - 64, 65 et plus.

Dans quelle mesure la variation observée du taux d'activité général tient-elle aux différences interprovinciales de la composition de la population existante à chaque recensement? Le tableau 7 présente les mesures de l'écart calculées d'après les taux provinciaux d'activité normalisés par âge (pondérations nationales)[1]. Les résultats les plus frappants de la normalisation sont survenus en 1911; la variation géographique du taux d'activité masculine a été très fortement diminuée et, encore plus, celle des

[1] Une normalisation pratiquée sur une base plus élaborée n'était pas possible parce que seuls les taux d'activité selon l'âge étaient disponibles pour les années antérieures à 1951. En outre, pour 1911, il n'existe que de très grandes catégories d'âge (10 à 14, 15 à 24 et 65 ans et plus). De 1921 à 1951, les taux ont été normalisés sur une même base d'âge (14 à 19 ans, 20 à 24, 25 à 34, 35 à 64 et 65 ans et plus), bien qu'il ait été possible d'utiliser un classement plus détaillé pour les années ultérieures. En 1961, la même ventilation a servi, sauf exclusion des personnes âgées de 14 ans.

deux sexes ensemble. Il est clair que la raison majeure de l'ampleur de la variation des taux masculins en 1911 est la composition "bien particulière" de l'âge de la population masculine de certaines provinces. Les provinces Maritimes surtout comptaient une proportion relativement forte de leur population masculine dans le groupe âgé de 10 à 14 ans, ce qui a eu pour effet d'abaisser leur taux général d'activité; d'autre part, les provinces de l'Ouest présentaient une situation contraire, soit une très faible proportion de jeunes avec le résultat que leur taux général d'activité s'est trouvé augmenté. Les différences du rapport hommes-femmes entre les vieilles provinces et le pays "neuf" de l'Ouest sont encore plus extrêmes. La proportion beaucoup plus forte des hommes dans l'Ouest a eu pour effet d'augmenter considérablement la proportion de la population comprise dans la main-d'œuvre. Ainsi donc, compte tenu des différences d'âge et de sexe des populations provinciales, l'effet de la normalisation sur la variation des taux généraux d'activité, en 1911, est de réduire grandement les mesures absolues et relatives de la variation à une fraction du niveau "observé".

Ce n'est qu'en 1911, cependant, que l'effet de la normalisation sur les mesures des variations interprovinciales de l'activité est aussi remarquable. Dans un pays jeune et nouvellement colonisé, surtout un pays aussi vaste que le Canada, les différences de composition démographique risquent d'être considérables[1]. Avec le temps, cependant, ces différences s'estompent sensiblement et, comme le montrent les parties supérieure et inférieure du tableau 7, les effets de la normalisation sur la variation interprovinciale de l'activité sont moins prononcés qu'en 1911. La normalisation en fonction de l'âge ne change guère les mesures de la variation, ni pour les hommes ni pour les femmes, après 1911. Les différences interprovinciales des taux de masculinité sont, cependant, plus constantes; la normalisation par âge et par sexe diminue les mesures de la variation des taux d'activité totale de plus de la moitié en 1921 et 1931 et les augmente légèrement en 1941.

L'examen des données "brutes" du tableau 7 indique que les taux d'activité des hommes dans les provinces n'accusent pas de tendance marquée de "convergence" depuis cinq décennies. Cette absence est encore plus évidente maintenant; le degré de la variation interprovinciale des taux masculins d'activité normalisés a été un peu plus élevé en 1961 que dans la partie antérieure du siècle et, en fait, qu'à tout autre recensement sauf

[1] Il serait intéressant de reculer dsvantage ces comparaisons, mais parce que ni la Saskatchewan ni l'Alberta n'étaient organisées en province en 1901, et à cause d'autres limitations péremptoires des données, il était impossible de commencer l'analyse à une date antérieure à 1911.

celui de 1941[1]. L'augmentation des mesures de l'écart entre 1951 et 1961 semble refléter une augmentation "réelle" de la variation interprovinciale du *comportement* des hommes au sein de la main-d'œuvre, sauf si elle tient aux effets des différences de composition de la population quant aux caractéristiques autres que l'âge. Afin de mettre cette hypothèse à l'épreuve, on a normalisé les taux provinciaux d'activité de 1951 et de 1961 en fonction de l'âge et de l'habitat[2] et on a constaté que les mesures absolues et relatives de la déviation (y compris Terre-Neuve pour les deux années), fondées sur les taux normalisés des hommes, ont augmenté au cours de la décennie[3].

Finalement, il faut noter que dans le cas des femmes (tableau 7), les taux d'activité provinciaux généraux accusent une certaine tendance à converger, bien que la baisse de la variation semble tenir presque totalement à la croissance marquée de la participation des femmes à la main-d'œuvre au cours des 50 ans.

Il est intéressant de jeter un coup d'œil sur la tendance de la variation des taux d'activité féminins *par âge*. Au tableau 8, les mesures de l'écart sont présentées pour cinq catégories d'âge en ce qui concerne la période 1921 à 1961 (cette ventilation selon l'âge n'est pas disponible pour 1911). Le tableau 8 montre bien que la diminution de la mesure relative de la variation interprovinciale de l'activité féminine notée ci-dessus dans les taux généraux caractérise aussi chaque taux par âge; en outre, le fléchissement semble tenir plus à la montée de l'activité qu'à la baisse de l'écart absolu.

La plus forte diminution de variation relative semble être survenue chez les plus jeunes femmes (les moins de 35 ans) et le gros de cette convergence des taux d'activité est intervenu au cours de la décennie la plus récente (1951 à 1961). (Cette tendance à converger du taux d'activité féminine au cours de la dernière décennie intercensale contraste avec la

---

[1] Les mesures du tableau 7 ont été calculées à partir de données sur la main-d'œuvre qui excluent les militaires, ce qui, en fait, explique la variation relativement élevée de 1941. À cette date, les mesures correspondantes de la main-d'œuvre masculine, les militaires *compris*, étaient 0.8 et 1.5 p. 100.

[2] Les pondérations de 1951 ont été utilisées. Les données sur la main-d'œuvre recoupées par âge et état matrimonial n'étaient pas disponibles en 1951.

[3] Les mesures absolues étaient de 1.4 et 2.2, respectivement, en 1951 et 1961; les mesures relatives correspondantes étaient de 1.6 et 2.8 p. 100. Un autre test a aussi été appliqué pour voir si l'augmentation de la variation tenait à un changement démographique ou comportemental. Les taux de 1951 ont été normalisés sur la base de la composition selon l'âge, le sexe et l'habitat de la population de *1961*, ce qui a encore donné une faible augmentation des mesures de l'écart.

montée de la variation observée chez les hommes au cours de la même période.) La plus petite baisse de la mesure relative s'observe chez les femmes âgées de 35 à 64 ans dont la plupart sont mariées. Il faut noter que c'est le seul groupe pour lequel la mesure absolue accuse une augmentation constante durant toute la période, résultat qui a modéré la chute de la variation relative.

Tableau 8 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité féminine par rapport aux taux nationaux [a], par âge, 1921 - 1961

Détail	Année	Groupes d'âge				
		14 à 19	20 à 24	25 à 34	35 à 64	65 et plus
Écart absolu moyen	1921	4.2	3.7	2.4	1.4	0.9
Écart procentuel moyen ..		17.6	10.6	13.9	13.1	14.5
Écart absolu moyen	1931	3.8	5.3	3.2	1.7	0.6
Écart procentuel moyen ..		17.7	12.5	14.7	14.2	9.7
Écart absolu moyen	1941 [b]	4.4	4.0	3.5	2.5	0.5
Écart procentuel moyen ..		20.2	9.6	14.1	18.2	9.1
Écart absolu moyen	1951	5.1	4.3	3.6	3.0	0.7
Écart procentuel moyen ..		16.1	9.1	14.7	15.2	13.5
Écart absolu moyen	1961	4.0	3.9	3.5	3.8	0.9
Écart procentuel moyen ..		11.6	7.8	11.7	12.4	13.3

[a] Sans Terre-Neuve. [b] Sans les militaires.

Enfin, le tableau 9 présente les mesures absolues et relatives de la déviation des taux provinciaux d'activité des hommes et des femmes selon l'état matrimonial et l'habitat en 1951 et 1961 (y compris Terre-Neuve). Comme on peut le voir, il semble qu'une certaine augmentation de la variation interprovinciale de l'activité masculine s'est produite dans chacune des six catégories au cours de la décennie, c'est-à-dire que la tendance à "diverger" notée ci-dessus ne s'est pas limitée à un groupe particulier de la population masculine. D'autre part, la "convergence" des taux féminins ne semble pas avoir été aussi générale. On peut observer une baisse de la variation relative dans chacun des groupes selon l'état matrimonial, bien que dans le cas des femmes mariées, veuves et divorcées, elle ait été due entièrement à l'augmentation du taux d'activité au cours de la décennie. Parmi les trois catégories d'habitat, seul le groupe rural non agricole a accusé une légère diminution de la variation interprovinciale de l'activité.

Tableau 9 – Écart moyen des taux provinciaux d'activité par rapport aux taux nationaux, selon le sexe et par état matrimonial et habitat, 1951 et 1961

Sexe et détail	État matrimonial					
	Célibataires		Mariés		Veufs et divorcés	
	1951	1961	1951	1961	1951	1961
Hommes						
Écart absolu moyen	2.5	4.5	1.8	3.2	2.6	3.5
Écart procentuel moyen	3.2	7.1	2.0	3.7	5.5	8.9
Femmes						
Écart absolu moyen	6.1	5.3	3.1	4.8	3.8	4.2
Écart procentuel moyen	10.4	9.7	27.7	21.8	19.6	18.2
	Habitat					
	Rural agricole		Rural non agricole		Urbain	
	1951	1961	1951	1961	1951	1961
Hommes						
Écart absolu moyen	3.1	6.5	2.6	3.3	2.3	2.6
Écart procentuel moyen	3.5	7.9	3.3	4.7	2.7	3.3
Femmes						
Écart absolu moyen	1.0	2.8	1.8	1.9	2.3	2.8
Écart procentuel moyen	9.5	12.7	11.2	9.6	7.8	8.5

En somme, le siècle actuel ne semble pas connaître une tendance marquée à la convergence des taux provinciaux d'activité au Canada. En ce qui concerne une mesure relative de l'écart, le taux des femmes en 1961 est un peu plus uniforme dans tout le pays qu'au cours des décennies antérieures, surtout à cause d'une augmentation de la participation féminine dans la main-d'œuvre au cours de ces années. Les taux des hommes, d'autre part, semblent diverger un peu au cours de la plus récente décennie intercensale.

CLASSEMENT DES TAUX PROVINCIAUX D'ACTIVITÉ: 1911 À 1961

Jusqu'ici, on n'a étudié la "structure" interprovinciale des taux d'activité qu'à un seul point de vue, soit l'étendue de la variation ou la

dispersion de ces taux. C'est là, en fait, l'optique principale de la présente étude. Avant de terminer, cependant, il y aurait peut-être intérêt pour le lecteur à examiner brièvement le classement des taux et à voir si les années l'ont modifié.

La section A du tableau 10 présente les taux provinciaux d'activité, par sexe, et leur rang (du plus élevé au plus bas) en 1961; la section B fournit les mêmes renseignements à l'égard de ces taux normalisés d'après la ventilation démographique la plus détaillée. La section A indique que les taux *masculins* sont supérieurs à la moyenne en Ontario et dans les Prairies et inférieurs au Québec, en Colombie-Britannique et dans la région Atlantique. La normalisation ne change pas sensiblement le classement,

Tableau 10 – Taux provinciaux d'activité, réels et normalisés, selon le sexe, 1961

(classés du plus élevé au plus bas)

Province	Taux d'activité et rang					
	Hommes	Rang	Femmes	Rang	Les deux	Rang
	(A) Taux réels					
Canada	**78.1**		**29.7**		**54.0**	
Ontario	81.1	1	32.9	1	56.9	2
Alberta	80.9	2	31.0	3	57.0	1
Manitoba	78.4	3	31.7	2	55.3	3
Saskatchewan	78.3	4	26.6	6	53.5	4
Québec	77.3	5	28.1	5	52.5	5
Île-du-Prince-Édouard	76.5	6	24.9	8	51.3	7
Colombie-Britannique	74.5	7	28.6	4	51.9	6
Nouvelle-Écosse	74.0	8	24.8	9	49.7	8
Nouveau-Brunswick	71.6	9	25.1	7	48.5	9
Terre-Neuve	65.3	10	18.6	10	42.7	10
	(B) Taux normalisés[a]					
Ontario	79.6	1	33.1	1	56.5	1
Alberta	79.5	2	32.6	3	56.2	2
Saskatchewan	78.7	3	31.2	4	55.1	4
Manitoba	78.5	4½	32.9	2	55.8	3
Île-du-Prince-Édouard	78.5	4½	29.4	6	54.1	5
Québec	76.4	6	24.1	9	50.4	9
Colombie-Britannique	76.3	7	30.1	5	53.3	6
Nouvelle-Écosse	76.1	8	25.9	8	51.1	7
Nouveau-Brunswick	74.4	9	26.9	7	50.8	8
Terre-Neuve	69.1	10	19.7	10	44.5	10

[a] Par âge, (sexe), habitat et état matrimonial sur la base de la composition de la population du Canada: quatre groupes d'âge, trois groupes d'habitat, et trois groupes d'état matrimonial pour chaque sexe.

sauf que l'Île-du-Prince-Édouard passe dans le groupe supérieur à la moyenne. Elle augmente, cependant, les taux très bas (surtout dans le cas de Terre-Neuve et du Nouveau-Brunswick) et abaisse certains des taux supérieurs, atténuant ainsi la dispersion, – effet déjà noté.

Le classement des taux *féminins* ne varie guère par rapport à ceux qui ont été observés pour les hommes [1]. L'Ontario, l'Alberta et le Manitoba sont des provinces "à forte activité". La normalisation exerce un effet plus frappant sur les taux féminins que sur les taux masculins et produit, de ce fait, un certain revirement de classes [2]. C'est le Québec qui en fournit l'exemple le plus frappant. Le taux d'activité des femmes est le cinquième parmi les provinces; la normalisation le réduit de 4 p. 100 pour placer le Québec à l'avant-dernier rang [3].

Finalement, si l'on examine les taux généraux d'activité (les deux sexes ensemble) à la section A du tableau 10, on constate, une fois de plus, que l'activité est la plus élevée en Ontario, en Alberta et au Manitoba et la moins élevée dans les trois provinces de l'Atlantique (Nouvelle-Écosse, Nouveau-Brunswick et Terre-Neuve). Ici encore, cependant, le Québec tombe du 5e au 9e rang du fait de la normalisation.

Quelle est la constance de ces structures d'activité au sein de la main-d'œuvre? Le tableau 11 présente les coefficients de corrélation des rangs pour certaines années. Ces données (ligne 1) suggèrent qu'au cours de toute la période, un revirement considérable des taux masculins d'activité s'est produit, si bien qu'il n'existe pas de lien significatif entre le rang des taux provinciaux du début et de la fin de la période (1911 et 1961). Comme le montrent les valeurs relativement faibles du coefficient de 1931: 1941 et de 1941:1951 (le coefficient du premier groupe d'années n'est pas significatif et celui du second l'est à peine) [4]; la période de guerre semble avoir exercé un effet particulièrement perturbateur sur la "structure" interprovinciale de l'activité masculine [5].

---

[1] Le coefficient de corrélation de Spearman (classement des taux des hommes par opposition à ceux des femmes) était de .80.

[2] La somme (abstraction faite des signes) des changements dans les classements effectués par la normalisation est de 5 pour les hommes et de 10 pour les femmes.

[3] La proportion de la population féminine mariée est plus faible au Québec que dans toute autre province. Cette "particularité" démographique explique le puissant effet de la normalisation.

[4] La valeur critique *t* (niveau de 5 p. 100) pour n = 9 est 2.262 et la valeur *t* d'un coefficient de Spearman de .650000 est 2.263010.

[5] Les taux d'activité retenus *excluent* les forces armées. Les coefficients correspondants fondés sur des taux *comprenant* les forces armées sont: 1931:1941 – .47, 1941:1951 – .67. L'observation formulée au sujet des effets de la guerre ne changerait donc pas si la population active comprenait les forces armées.

La physionomie interprovinciale des taux féminins semble avoir été un peu plus stable que celle des taux masculins, tel qu'indiqué par les coefficients de corrélation des rangs au tableau 11, coefficients qui sont tous (sauf celui du groupe 1911:1961) significatifs et relativement élevés. Mais le revirement de rangs au cours des deux dernières décennies s'est accentué de plus en plus, de sorte que, en 1961, la physionomie des taux provinciaux féminins d'activité ressemble très peu à celle de 1911. Cependant, le fait que le coefficient de corrélation des rangs des taux féminins par province en 1911 et 1961, sans être tout à fait significatif au niveau de 5 p. 100, était considérablement plus élevé que celui des hommes, soit .60 contre .28, n'est pas sans intérêt. L'impression de plus grande stabilité que présente la physionomie des taux féminins comparativement à ceux des hommes au cours du demi-siècle se trouve donc affermie.

Tableau 11 – Coefficients de corrélation des rangs [a], taux provinciaux d'activité [b], 1911 - 1961

Taux classés	Années classées					
	1911: 1921	1921: 1931	1931: 1941	1941: 1951	1951: 1961	1911: 1961
(1) Hommes	.88	.72	.52	.65	.77	.28
(2) Femmes	.87	.92	.95	.80	.76	.60
	1911	1921	1931	1941	1951	1961
(3) Hommes: femmes	.08	-.50	-.52	-.10	.49	.80

[a] Coefficients de Spearman. Les coefficients soulignés sont significatifs au niveau de 5 p. 100. [b] Sans Terre-Neuve.

La ligne 3 du tableau 11 présente les coefficients de corrélation des rangs des taux masculins *par rapport* aux taux féminins, par province, chaque année de recensement de 1911 à 1961. C'est seulement la dernière année (1961) que les rangs accusent une relation significative, relation qui est relativement forte et positive. Ainsi donc, à l'heure actuelle, les taux féminins d'activité tendent à être élevés dans les provinces où l'activité masculine est élevée et *vice versa*. Ce phénomène, cependant, constitue clairement un bouleversement de la situation précédente. Les années antérieures, il n'existait pas de lien significatif entre les rangs des taux d'activité des hommes et des femmes par province. En outre, sur trois des cinq années antérieures, le lien (sans être statistiquement significatif) était négatif. La situation a donc changé, au cours de la dernière décennie, d'un

lien très faible, parfois négatif, entre l'activité des hommes et des femmes au sein d'une province à une situation caractérisée par un lien relativement fort et positif sous ce jour particulier.

5. *Conclusion*

La présente étude a tenté de faire voir l'étendue de la variation interprovinciale du taux d'activité de la main-d'œuvre et de déterminer l'importance relative des différences démographiques et comportementales quand il s'agit *"d'expliquer"* la variation des taux d'activité dans tout le Canada. Pourquoi les taux sont-ils plus faibles ou plus élevés dans certaines provinces que dans d'autres? La situation résulte en partie des différences de composition de la population. Même si l'on tient compte de ces différences démographiques, il reste qu'une variation du comportement de la main-d'œuvre existe d'une province à l'autre, – variation qui est beaucoup plus marquée chez certains groupes de la population que chez d'autres. Dans chaque province, presque tous les hommes mariés urbains dans la force de l'âge font partie de la main-d'œuvre. (En outre, même s'il n'existe pas de statistiques chronologiques pour le démontrer, il y a lieu de supposer qu'il en a probablement toujours été ainsi.) La situation, cependant, est différente dans le cas de la plupart des femmes et de certains autres secteurs de la population masculine. En ce qui concerne ces groupes, la décision de faire partie ou non de la main-d'œuvre n'est pas tout à fait aussi autonome, et la mesure dans laquelle ces groupes, en fait, y participent varie d'une province à l'autre à un moment donné. L'analyse des facteurs qui influencent la décision constitue, il va de soi, une autre question qui dépasse les cadres de la présente étude.

Appendice

NOTE SUR LA VARIATION DES TAUX D'ACTIVITÉ AU CANADA

Analyse de régression

Dans l'étude qui précède, on a présumé, sans le démontrer rigoureusement, que les taux d'activité varient selon certaines caractéristiques des particuliers (âge, sexe et état matrimonial) et selon les caractéristiques de la région de leur domicile, soit urbain ou rural, dans une partie ou l'autre du pays[1]. La normalisation en fonction de ces facteurs a servi, de concert avec d'autres moyens indicatifs simples, à exposer l'ampleur de la variation géographique de l'activité due aux influences démographiques et "autres". L'objet de l'analyse effectuée dans le présent appendice est, en un sens, antérieur à celui de l'étude même, – soit de mesurer l'influence de chacun des facteurs susmentionnés sur les taux d'activité de la main-d'œuvre. L'effet de chaque facteur, aussi bien que de chaque catégorie au sein de chaque facteur, est estimé au moyen d'une analyse de régression et d'une analyse de variance[2].

Les données fondamentales comprenaient les taux d'activité moyens (de chaque sexe) particuliers à chaque combinaison des classes suivantes de facteurs-catégories:

Facteur	*Catégorie*
État matrimonial	Célibataire, marié, veuf et divorcé,
Âge	15 à 24 ans, 25 à 45, 45 à 64, 65 ans et plus,
Habitat	Urbain; rural non agricole; rural agricole,
Région[3]	Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, Colombie-Britannique.

Il y avait donc, en tout, 180 observations, soit trois (état matrimonial) × quatre (âge) × trois (habitat) × cinq (région).

[1] Il est notoire, bien entendu, que l'activité se ressent aussi de plusieurs autres facteurs que ceux de la présente étude; ce sont uniquement les limitations des données qui ont obligé à n'en pas tenir compte dans l'analyse. En outre, il faudrait peut-être noter que les facteurs domiciliaires (genre, province ou région) remplacent, en partie, certaines de ces influences d'ordre économique, social et culturel; faute de données, cependant, il est impossible d'isoler ces effets.

[2] Dans le cas du genre d'analyse de régression pratiqué dans la présente note, les résultats auraient pu s'obtenir directement de l'analyse du produit de la variance. La présente approche a été adoptée, cependant, à cause de la facilité avec laquelle les résultats peuvent en être présentés. On peut obtenir d'autres renseignements d'ordre méthodologique de M. N.H.W. Davis, Études et consultation spéciales sur la main-d'œuvre, Bureau fédéral de la statistique.

[3] À la suite d'une vérification des données, il a été décidé d'utiliser des ventilations régionales plutôt que provinciales parce qu'il n'existait pas de différence significative dans l'effet des deux facteurs et que les données régionales comportaient moins de petites classes.

Les équations de régression ont été établies pour ces taux au moyen de variables fictives[1]. En outre, des régressions distinctes ont été formulées sous la dominance de l'état matrimonial[2]. Les résultats figurent aux tableaux A.1 et A.2. Pour l'interprétation des résultats, le lecteur doit noter que le terme constant est une moyenne non pondérée des 180 (ou, dans le cas des équations distinctes par état matrimonial, des 60) taux d'activité particuliers aux facteurs-catégories. Le calcul ressort de la forme des données intrantes puisque chaque taux d'activité (la variable dépendante) a le poids de un[3].

Quelques exemples serviront à montrer le moyen d'utiliser les tableaux A.1 et A.2. On pourra ensuite souligner brièvement les conclusions les plus importantes. Ainsi, le taux d'activité estimé des hommes célibataires âgés de 15 à 24 ans en Colombie-Britannique urbaine est:

$$67.647 - 8.022 + 7.440 - 1.588 - 0.728 = 64.749.$$

De même, le taux estimé des femmes mariées âgées de 25 à 44 ans habitant l'Ontario rural non agricole est:

$$31.636 - 15.491 + 13.837 - 5.927 + 3.082 = 27.137$$

On verra que (si le test *t* normal est appliqué) la plupart des catégories d'état matrimonial, d'âge et d'habitat diffèrent de façon significative les unes des autres. Chose peu étonnante, l'état matrimonial est un déterminant beaucoup plus important de l'activité ouvrière chez les femmes que chez les hommes; dans le cas de ces derniers, l'âge exerce une influence plus puissante. Les différences régionales indiquées aux tableaux A.1 et A.2 sont généralement petites et certaines ne sont pas significatives. Quant à

[1] La forme de l'équation de chaque sexe était la suivante:

$$y = \sum_{i=0}^{15} b_i x_i$$

soit y = taux d'activité

$x_0 = 1$

$x_1 = 1$ si célibataire, 0 autrement

$x_2 = 1$ si marié, 0 autrement

$x_3 = 1$ si veuf ou divorcé, 0 autrement

et de même pour chacune des 12 autres désignations de facteur-catégorie.

[2] Des équations distinctes ont été appliquées à chaque catégorie d'état matrimonial parce que l'analyse de variance a montré que ce facteur accusait le second ordre d'interaction le plus significatif dans le cas des hommes et des femmes ensemble. Dans le cas des hommes seuls, l'âge aurait été un meilleur facteur de contrôle. (Voir tableau A.2.)

[3] En d'autres termes, les taux intrants, qui comprennent le taux moyen de chaque classe de facteurs-catégories, ont été traités comme s'ils constituaient des micro-données (observations uniques). *Cf.* Glen Cain, *Married Women in the Labor Force* (Chicago, 1966), c. III et les références qui en sont citées.

l'état matrimonial (qui, on le notera, augmente les coefficients de détermination des femmes bien plus que ceux des hommes), on constate des différences régionales significatives et assez importantes en ce qui concerne les femmes mariées, veuves et divorcées, constatation qui appuie les conclusions de l'analyse présentée dans le texte précédent.

Finalement, même si les signes des coefficients répondent en général à l'attente *a priori*, il en estun, – celui des femmes célibataires du Québec, fort et positif, – qui étonne peut-être. En fait, ces données et d'autres montrent que le taux d'activité des femmes célibataires du Québec est le plus élevé au Canada tandis que celui des femmes mariées est le plus bas. En outre, les taux des immigrantes, tant célibataires que mariées, sont plus élevés au Québec que partout ailleurs au Canada.

Une explication plausible de ces phénomènes (et du résultat des régressions de la présente étude) est que, dans les autres provinces, l'expansion de la demande de main-d'œuvre féminine ces dernières années a été largement comblée par l'entrée (ou la rentrée) des femmes mariées dans la main-d'œuvre alors qu'au Québec, cette source n'a pas été accessible au même degré, pour des raisons surtout d'ordre culturel. Ainsi, au Québec, une plus forte proportion des emplois sont occupés par d'autres femmes, c'est-à-dire par des femmes célibataires (nées au Canada) et par des immigrées. En outre, comme il a déjà été souligné dans le texte précédent, la proportion de la population féminine mariée est nettement plus faible au Québec qu'ailleurs au Canada. (Cette variation dans la composition de la population se voit spécialement chez les groupes d'âge les plus jeunes, c'est-à-dire que l'âge moyen du mariage est plus élevé au Québec.) Donc, les disponibilités en matière de femmes mariées au Québec sont relativement restreintes non seulement parce que le taux d'activité des femmes mariées est beaucoup plus faible, mais aussi parce que la "population en jeu" y est relativement plus petite que dans les autres provinces.

Analyse de variance

Le tableau A.3 présente les résultats de l'analyse de variance. Ces résultats font voir, bien entendu, la même situation générale que l'analyse de régression, mais ils permettent d'examiner les effets d'interaction et de commenter davantage l'importance relative des facteurs examinés.

Le tableau A.3 montre que le gros (72 p. 100) de la variation des taux d'activité des hommes peut s'expliquer par des différences d'âge; l'état matrimonial y intervient un peu plus (9 p. 100) que l'habitat (6.7 p. 100); la région y est pour très peu (0.7 p. 100)[1]. L'effet de l'interaction entre

[1] Comme le montre le tableau A.2, cependant, la région est *tout juste* significative au niveau de 5 p. 100.

l'état matrimonial et l'âge et entre l'âge et l'habitat intervient dans chaque cas pour plus de 4 p. 100 dans la somme totale des carrés, ce qui fait ressortir également l'importance de l'âge comme facteur influant sur l'activité des hommes dans la main-d'œuvre.

En ce qui concerne les femmes, aucun facteur particulier ne compte pour autant que l'âge chez les hommes. L'état matrimonial, cependant, contribue pour 38.5 p. 100 et, du fait des effets d'interaction avec les autres facteurs (surtout l'âge), pour un autre 13.7 p. 100 à la somme totale des carrés. Il faut noter que la région a compté pour beaucoup plus dans le cas des femmes que des hommes.

Données transformées

Parce qu'il semblait raisonnable de supposer que l'influence particulière de chacun des différents facteurs n'est pas nécessairement additive, surtout aux extrémités inférieure et supérieure de l'intervalle des taux d'activité, des analyses de régression et de variance ont été appliquées à la transformation logarithmique de la variable dépendante[1]. Un bref résumé des résultats principaux fera voir les effets de la transformation.

Le tableau A.4 permet de comparer la contribution à la somme totale des carrés à l'aide de données transformées et non transformées. Dans le cas des hommes, les changements obtenus sont faibles; l'influence de l'âge diminue aux dépens de l'état matrimonial, bien que l'âge demeure le "déterminant" de loin le plus important du taux d'activité chez les hommes. La réduction en termes d'interaction est légère. Dans le cas des femmes, cependant, la transformation réussit beaucoup plus à réduire les effets d'interaction. Comme le montre le tableau A.4, les principaux effets des quatre facteurs ensemble augmentent de façon marquée, soit de 77 à 85.6 p. 100. Il est à noter que cette augmentation tient entièrement à une contribution accrue de l'âge.

Le tableau A.5 présente les coefficients de détermination tirés de deux séries de régressions, et, cela, afin encore de montrer l'effet de la transformation.

---

[1] Les taux d'activité ont été transformés selon la formule suivante:

$$P' = \log_e \; (P/100 - P).$$

(Dans les deux cas où la variable dépendante avait une valeur égale à 100 (qui ne pouvait être transformée), on a utilisé les valeurs estimatives obtenues de l'analyse de régression effectuée sur des données non transformées.) Cette transformation assure aussi que les estimations obtenues des équations de régression sont limitées afin que les limites de la variable dépendante ne soient pas dépassées. Il est évident, par exemple, que certains taux d'activité "négatifs" pourraient être tirés des estimations présentées au tableau A.1 quant aux données non transformées.

Comme on l'a déjà noté, la transformation, dans le cas des femmes, augmente considérablement l'influence des quatre facteurs. Les coefficients de chaque état matrimonial, cependant, n'accusent pas une hausse comparable. Les coefficients des femmes célibataires sont identiques en données transformées et non transformées, mais celui des femmes mariées a marqué une amélioration considérable. Ces résultats indiquent que la transformation est des plus efficaces dans le cas des groupes dont les taux présentent une variation étendue et au sujet desquels, partant, l'hypothèse de caractère linéaire convient le moins. Le caractère non linéaire de la relation au sein de ces groupes factoriels répond pour les effets d'interaction plus grands que révèlent les résultats tirés des données non transformées.

Tableau A.1 – Équations de régression de l'analyse des taux d'activité des hommes

NOTA: L'erreur-type des coefficients de chaque série de coefficients de facteurs est l'erreur-type des différences entre deux coefficients de la même série.

	Constante = moyenne générale	Coefficients			
		État matrimonial	Âge	Habitat	Région
			TOTAL		
R^2 = .8834	67.647	Célibataires ... − 8.022	15 à 24 ans .... + 7.440	Urbain .... − 1.588	Atlantique .... − 3.034
N = 180		Mariés .... + 10.983	25 à 44 ans .... + 19.800	Rural non agricole − 7.562	Québec .... − 1.329
		Veufs et divorcés ..... − 2.961	45 à 64 ans .... + 11.357	Rural agricole .... + 9.151	Ontario .... + 2.844
			65 ans et plus − 38.597		Prairies .... + 2.247
					Colombie-Britannique − 0.728
(Erreur-type des coefficients)		(1.7283)	(1.9957)	(1.7283)	(2.2313)
			CÉLIBATAIRES		
R^2 = .9163	59.625		15 à 24 ans .... − 4.711	Urbain .... − 3.231	Atlantique........ − 5.814
N = 60			25 à 44 ans .... + 23.526	Rural non agricole − 7.335	Québec .... − 0.670
			45 à 64 ans .... + 12.445	Rural agricole...... + 10.566	Ontario .... + 3.439
			65 ans et plus − 31.260		Prairies........... + 3.459
					Colombie-Britannique − 0.413
(Erreur-type des coefficients)			(2.6684)	(2.3109)	(2.5836)
			MARIÉS		
R^2 = .8885	78.630		15 à 24 ans .... + 13.635	Urbain.............. − 0.763	Atlantique........ − 2.833
N = 60			25 à 44 ans .... + 16.043	Rural non agricole − 7.201	Québec .... − 1.340
			45 à 64 ans .... + 9.907	Rural agricole..... + 7.963	Ontario .... + 3.750
			65 ans et plus − 39.585		Prairies........... + 1.958
					Colombie-Britannique − 1.535
(Erreur-type des coefficients)			(3.3874)	(2.9336)	(3.7873)
			VEUFS ET DIVORCÉS		
R^2 = .9486	64.865		15 à 24 ans .... + 13.396	Urbain .... − 0.771	Atlantique....... − 0.456
N = 60			25 à 44 ans .... + 19.831	Rural non agricole − 8.152	Québec .... − 1.976
			45 à 64 ans .... + 11.720	Rural agricole .... + 8.923	Ontario .... + 1.344
			65 ans et plus − 44.947		Prairies.......... + 1.325
					Colombie-Britannique − 0.237
(Erreur-type des coefficients)			(2.5204)	(2.1827)	(2.8179)

Tableau A.2 – Équations de régression de l'analyse des taux d'activité des femmes

NOTA: L'erreur-type des coefficients de chaque série de coefficients de facteurs est l'erreur-type des différences entre deux coefficients de la même série.

	Constante = moyenne générale	Coefficients			
		État matrimonial	Âge	Habitat	Région
			TOTAL		
R^2 = .7667 N = 180	31.636	Célibataires... + 11.562 Mariées......... – 15.491 Veuves et divorcées ... + 3.929	15 à 24 ans .... + 2.979 15 à 44 ans .... + 13.837 45 à 64 ans .... + 5.855 65 ans et plus – 22.730	Urbain .... + 9.104 Rural non agricole – 5.927 Rural agricole .... – 3.177	Atlantique......... – 4.295 Québec .... – 3.954 Ontario .... + 3.082 Prairies .... + 2.015 Colombie-Britannique..... + 3.153
(Erreur-type des coefficients)		(2.0082)	(2.3189)	(2.0082)	(2.5926)
			CÉLIBATAIRES		
R^2 = .8970 N = 60	43.198		15 à 24 ans .... – 6.299 25 à 44 ans .... + 22.233 45 à 64 ans .... + 10.045 65 ans et plus – 25.981	Urbain.............. +14.371 Rural non agricole – 4.405 Rural agricole...... – 9.967	Atlantique .... – 5.093 Québec............ + 2.860 Ontario............ – 0.040 Prairies .... + 0.591 Colombie-Britannique .... + 1.681
(Erreur-type des coefficients)			(2.8541)	(2.4717)	(3.1910)
			MARIÉES		
R^2 = .8690 N = 60	16.145		15 à 24 ans .... + 4.196 25 à 44 ans .... + 3.732 45 à 64 ans .... + 4.377 65 ans et plus – 12.304	Urbain.............. + 4.350 Rural non agricole – 3.650 Rural agricole..... – 0.700	Atlantique......... – 3.495 Québec............. – 4.910 Ontario............. + 4.672 Prairies .... + 2.474 Colombie-Britannique .... + 1.259
(Erreur-type des coefficients)			(1.3413)	(1.1616)	(1.4996)
			VEUVES ET DIVORCÉES		
R^2 = .8458 N = 60	35.565		15 à 24 ans .... + 11.038 25 à 44 ans .... + 15.545 45 à 64 ans .... + 3.142 65 ans et plus – 29.726	Urbain .... + 8.591 Rural non agricole – 9.727 Rural agricole .... + 1.136	Atlantique .... – 4.298 Québec............ – 9.813 Ontario............ + 4.612 Prairies .... + 2.979 Colombie-Britannique .... + 6.519
(Erreur-type des coefficients)			(3.4511)	(2.9887)	(3.8584)

Tableau A.3 – Analyse de variance des taux d'activité

Sexe et détail	Somme des carrés		Degrés de liberté	Carrés moyens	Rapports de variances	
	Somme	% du total			a	b
Hommes						
Effets principaux						
État matrimonial	11,624.3	9.00	2	5812.1	240.2	64.9
Âge	92,977.4	71.99	3	30992.5	1280.7	345.9
Habitat	8,606.9	6.66	2	4303.5	177.8	48.0
Région	886.9	.69	4	221.7	9.2	2.5
Interactions de second ordre						
État matrimonial/âge	5,220.0	4.04	6	870.0	36.0	
État matrimonial/habitat	160.9	.12	4	40.2	1.7	
État matrimonial/région	265.1	.21	8	33.1	1.4	
Âge/habitat	5,499.0	4.26	6	916.5 } 89.6	37.9	
Âge/région	383.2	.30	12	31.9	1.3	
Habitat/région	526.6	.41	8	65.8	2.7	
Interactions de troisième et quatrième ordre	3,000.0	2.32	124	24.2	1.0	
Total, hommes	129,150.3	100.00	179			
Femmes						
Effets principaux						
État matrimonial	23,641.4	26.97	2	11820.7	317.8	98.3
Âge	33,764.1	38.52	3	11254.7	302.5	93.6
Habitat	7,908.2	9.02	2	3954.1	106.3	32.9
Région	2,156.7	2.46	4	539.2	14.5	4.5
Interactions de second ordre						
État matrimonial/âge	7,629.0	8.70	6	1271.5	34.2	
État matrimonial/habitat	3,002.0	3.42	4	750.5	20.2	
État matrimonial/région	1,383.6	1.58	8	172.9	4.6	
Âge/habitat	2,111.4	2.41	6	351.9 } 120.2	9.5	
Âge/région	803.5	.92	12	67.0	1.8	
Habitat/région	645.4	.74	8	80.7	2.2	
Interactions de troisième et quatrième ordre	4,617.1	5.27	124	37.2	1.0	
Total, femmes	87,662.4	100.00	179			

[a] Carrés moyens des effets principaux et des interactions de second ordre divisés par le carré moyen des interactions de troisième et quatrième ordre ensemble. [b] Carrés moyens des effets principaux divisés par le carré moyen de toutes les interactions ensemble.

Tableau A.4 – Contribution procentuelle à la somme totale des carrés – données transformées et non transformées

Détail	Hommes		Femmes	
	Non trans-formées	Trans-formées	Non trans-formées	Trans-formées
	%	%	%	%
Effets principaux				
État matrimonial	9.0	16.3	27.0	25.2
Âge	72.0	64.7	38.5	51.0
Habitat	6.7	7.0	9.0	6.8
Région	0.7	1.8	2.5	2.6
Interactions de second ordre	(88.4)[a]	(89.8)[a]	(77.0)[a]	(85.6)[a]
État matrimonial/âge	4.0	3.5	8.7	4.5
État matrimonial/habitat	0.1	0.3	3.4	2.1
Âge/habitat	4.3	3.4	2.4	1.6
Autres	0.9	1.5	3.2	2.4
Interactions de troisième et quatrième ordre	2.3	1.4	5.3	3.8
Total	100.0	100.0	100.0	100.0

[a] Pourcentage de la somme totale des carrés dû à quatre facteurs: égal au coefficient de détermination (sauf de légères différences découlant du calcul arithmétique).

Tableau A.5 – Coefficients de détermination – données transformées et non transformées

Détail	Hommes		Femmes	
	Non trans-formées	Trans-formées	Non trans-formées	Trans-formées
Total	.883	.898	.767	.852
Célibataires	.916	.910	.897	.897
Mariés	.889	.924	.869	.945
Veufs et divorcés	.949	.944	.846	.911

MONOGRAPHIES SUR LE RECENSEMENT DE 1961
BUREAU FÉDÉRAL DE LA STATISTIQUE
OTTAWA, CANADA

ÉTUDES SUR LA MAIN-D'ŒUVRE

Relevés chronologiques de la main-d'œuvre canadienne
Frank T. Denton et Sylvia Ostry

Les études suivantes de Sylvia Ostry

Différences provinciales du taux d'activité

La composition professionnelle de la main-d'œuvre canadienne

Le chômage au Canada

La travailleuse au Canada

La composition géographique de la main-d'œuvre canadienne

TENDANCES DE LA COMMERCIALISATION AU CANADA
M.S. Moyer et G. Snyder

TENDANCES ET FACTEURS DE LA FÉCONDITÉ AU CANADA
Jacques Henripin

L'EXPANSION URBAINE AU CANADA
Leroy O. Stone

LES REVENUS DES CANADIENS
J.R. Podoluk

Les études énumérées ci-dessus sont les premières publiées dans le cadre du Programme de monographies sur le recensement. Elles paraîtront à intervalles irréguliers en éditions françaises et anglaises distinctes. On pourra les obtenir de l'Imprimeur de la Reine et du Bureau fédéral de la statistique (Distribution des publications) au cours de 1968 et 1969. La liste s'allongera à mesure qu'avancera le travail sur d'autres études.

Le présent ouvrage a été composé par varitypie, imprimé par offset et relié à l'Imprimerie du gouvernement canadien. Le travail d'artiste de la couverture est l'œuvre de M. Richard T. Logan, artiste au Bureau fédéral de la statistique.